



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사 학위논문

주택가격과 도시중심(CBD)까지 거리의 관계 연구

(A Study on Housing Price and Distance to CBD)

2013 년 8 월

서울대학교 대학원

경제학과 경제학 전공

이 선 영

주택가격과 도시중심(CBD)까지 거리의 관계 연구

지도 교수 이 지 흥

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함
2013 년 6월

서울대학교 대학원
경제학과 경제학 전공
이 선 영

이선영의 경제학석사 학위논문을 인준함
2013 년 6월

위 원 장 _____ 이석배 _____ (인)

부위원장 _____ 이지흥 _____ (인)

위 원 _____ 주병기 _____ (인)

국문 초록

주요어 : 도시중심(CBD), 주택가격, 가격 변동성, 결정요인
학 번 : 2010-23024

Edward Glaeser에 의하면 미국의 경우 주택가격이 급격하게 상승한 시기인 1996년~2006년에 Central Business District(CBD)까지의 거리와 주택가격 상승률이 음의 상관관계를 보여, 도시 중심에 위치한 지역일수록 주택가격이 크게 상승하였다고 한다. 이러한 이유를 설명하기 위해서 gentrification을 원인으로 들고 있다. 즉, 일반적으로 주택가는 저소득층이 밀집해 있는 지역과 고소득층이 밀집해 있는 지역 등 비슷한 소득의 사람들이 모여 산다고 한다. 그런데, 도시 중심에는 대중교통을 포함한 사회 편의 시설이 집중되어 있기에 저소득층이 많이 거주하는데, 주택가격이 상승함에 따라 어느 순간 고소득층이 밀집한 지역으로 변경되는 tipping point에 도달하고, 주택가격이 상승하면 그 tipping point가 가까워 질 것임을 예상하기 때문에 가격 상승률이 더욱 높다는 설명을 한다.

한국의 경우에는 이러한 현상이 어떻게 나타나는가 검증을 해 보고자 하였다. 기존의 주택가격 결정 요인에 관한 연구는 주로 방의 수, 층수, 주변 교육 환경 등 구체적인 편의시설(amenity)에 따른 주택가격 상승에 초점을 맞추었으나 도시 중심과의 거리를 변수로 주택가격 상승률을 측정하지 않았기 때문이다. 국내 주택가격 상승기 중, 각 구별 통계를 얻을 수 있는 2005년 1월부터 2012년 5월까지의 통계를 대상으로 OLS regression with robust error 을 하였으며, 통제변수로는 Glaeser의 연구와 유사하게, 소득, 대출자 이상 비율, 인구밀도를 두었다. 다만 소득의 경우 모든 구의 통계를 구할 수가 없어 가구당 직장기준 건강보험료를 대리변수로 사용하였다.

한편, 한국의 경우 도시중심(CBD)의 정의가 명확하지 않은 바, 고용밀도(면적당 고용인구)가 높은 지역을 도시중심으로 정의하였다. 또한 행정구역단위로 나누는 것은 교외지역과 경제적 교류가 활발한 오늘날의 현실과 괴리가 발생한다는 생각 하에, 광역도시통계권 설정을 위해 김동수 et. al에서 사용한 방법으로 서울의 경우 경기도, 부산의 경우 김해와 양산, 대구의 경우 경산시, 대전의 경우 논산시 및 계룡시, 광주

연구 결과, 미국의 경우와는 달리 도시중심과의 거리가 멀수록 주택가격 상승률이 높았다는 결과가 나왔다. 신도시 개발에 따른 경기도의 주택가격 상승률이 지나치게 높아 이러한 결과가 나왔으리라 가정하고 경기도 지역을 제외하여 실증분석을 실시해 보았다.

그러나 경기도 지역을 제외하더라도 마찬가지로 도시중심과의 거리가 먼 지역일수록 주택가격 상승률이 높다는 결과가 나왔다. 전세가격을 대상으로 마찬가지로 실증분석을 하였는데, 전세가격 역시 도시 중심과의 거리가 멀수록 가격 상승률이 높다는 결과가 나왔다.

이러한 현상을 이해하기 위해서는, 추가적인 연구가 필요할 것이나, 그린벨트 해제현상과 더불어 도시 외곽 중심에서 진행된 신도시 개발이 그 원인으로 생각해 볼 수 있을 것이다. 신도시 개발을 통해 gentrification이 도시 외곽에서 일어났고, 이는 주택가격 상승률이 외곽에서 높도록 하는데 큰 영향을 미쳤을 것이다. 도시 외곽에서 거주하며 도시 중심으로 통근 통학하는 인구가 점차 증가하였음을 통해서도 도시 외곽의 거주자 증가 및 이에 따른 외곽 중심의 주택가격 상승을 이해할 수 있을 것이다.

목 차

I. 서론	6
II. 선행연구	8
1. 해외 주택가격 및 CBD거리에 관한 연구	8
2. 국내 주택가격 및 CBD거리에 관한 연구	10
III. 연구 방법	12
1. 사용한 데이터 설명	12
1.1 지역별 주택가격 지수	12
1.2. 도시중심(CBD)의 정의	16
1.3. 소득 대리변수	22
1.4. 인구밀도, 대졸자 비율	23
2. 광역도시통계권의 설정	23
3. 실증분석 모형설정	25
IV. 연구결과	27
1. 주택매매가격 상승률과 도시중심과의 관계	27
2. 지역별 분석 결과	28
3. 주택 전세가격 분석 결과	29
4. Stepwise Regression을 통한 설명 변수 추가	30
5. 정부 정책 변화	32
6. 인구이동 및 통근통학 인구 변화	33
V. 결론	35
Appendix	37
Abstract	42

표 목차

[표 1] Zip Code Level Regressions of Housing Price Changes	9
[표 2] 서울시 13 개동 아파트 특성가격함수의 추정	11
[표 3] 고용밀도로 정의된 지역별 CBD	17
[표 4] 구별 소득과 구별 건강보험료 correlation	22
[표 5] 한국 광역도시통계권의 설정	24
[표 6] 구 단위 주택 매매 가격 상승률 회귀분석 결과	27
[표 7] 수도권 제외 구 단위 2005~2012 년 주택 매매 가격 상승률 회귀분석 결과	29
[표 8] 구 단위 2005~2012 년 주택 전세 가격 상승률 회귀분석	30
[표 9] 구 단위 주택 매매 가격 상승률 회귀분석 결과-변수추가	31
[표 10] 그린벨트 정책 변화	32
[표 11] 지역별 타 지역으로의 통근, 통학 인구	33
[표 12] 지역별 순유출인구	34

그림 목차

[그림 1] 1986~2012 년 전국 주택 매매가격지수	13
[그림 2] 지역별 1986~2012 년 주택 매매가격 상승률	13
[그림 3] 지역별 1986~2012 년 주택 매매가격 추이	14
[그림 4] 2005.01~2012.05 전국 주택 매매가격지수 추이	15
[그림 5] 지역별 2005.01~2012.05 주택 매매가격지수 상승률	15
[그림 6] 서울지역 CBD-서울 중구	18
[그림 7] 부산지역 CBD-부산 중구	18
[그림 8] 대구지역 CBD-대구 중구	19
[그림 9] 인천지역 CBD- 인천 동구	19
[그림 10] 광주지역 CBD- 광주 서구	20
[그림 11] 대전지역 CBD- 대전 서구	20
[그림 12] 울산지역 CBD- 울산 남구	21
[그림 13] 광역도시통계권(MSA)	25
[그림 14] 지역별 순 인구이동(2005 년)	34
[그림 15] 지역별 인구증가율(2005 년)	35

I. 서 론

주택가격의 변화는 매우 다양한 요인들에 의하여 영향 받는다. 주택가격이 국가경제에 미치는 영향이 큰 만큼 주택가격의 변동은 정책적으로도 중요성을 갖는다. 국내 주택가격의 경우 짧은 기간 동안 크게 상승하였으며, 특히 지역별로 상승폭이 매우 상이하여 지역적 특성의 영향을 많이 받았다. 또한 주택가격의 경우 정부 정책변수에 크게 영향을 받는데 신도시 건설, 재건축 및 재개발 규제 완화, 세금 혜택 관련 정책 등이 주택가격에 미치는 영향은 매우 크다.

구체적으로 국내 주택가격 변화의 역사를 간단하게 살펴보면, 국내 주택시장은 1986년부터 크게 세 차례에 걸쳐 계단형태를 보이며 급등하였다. 1980년대 급격한 경제성장을 겪으면서 인구의 도시 집중이 가속화되었고 공급을 초과한 수요는 큰 폭의 주택가격 상승으로 이어져 1987년부터 1991년까지 약 4년간 주택가격이 급격하게 상승하였다. 1990년대에는 1988년 에서 1992년까지 시행된 주택 200만호 건설계획 실시에 따라 주택이 대량으로 공급되자 1997년까지 약 5년동안은 안정세를 나타내었다. 이후 외환위기를 거치며 10% 이상 크게 하락하였으나 외환위기 이후 다시 큰 폭으로 상승하였다. 아파트 분양가 자율화와 전매허용 등의 주택시장 부양 정책에 따라 2001년에서 2003년까지 주택가격이 크게 상승하였고, 전매제한 및 재건축요건 강화 정책 시행에 따라 가격은 다시 안정화되었다. 이후 종합부동산세 완화와 기타 건설경기 부양책 시행에 따라 2005년부터 2007년 초까지 급등하였으며, 2001년부터 2007년까지의 기간 동안 전국 주택가격은 50%, 강남지역은 170%이상 급등하였다. 2008년 글로벌 금융위기로 가격이 소폭 하락하였으나 회복 이후 2012년 중반까지 지속적으로 상승하였고, 2012년 중반 이후부터 최근까지는 전국 주택가격 지수가 하락하고 있다.

기존의 연구는 주택가격 상승요인에 대한 검증과정에서 거시적 차원에서는 금리, 물가, 유동성, 부채, GDP증가율 등의 변수를 통해 설명을 시도하였으며 미시적 차원에서는 다양한 주거특성, 지역특성, 환경특성 등의 요소를 통해 설명하였다. 거시적 차원에서의 설명 요인은 전국 혹은 지역 전체의 주택가격을 대상으로 할 때 높은 설명력을 가질

수 있는 요소라 할 수 있다. 또한 기존의 개별 주택의 주거특성 등을 대상으로 한 연구의 경우 개별 주택이 어떠한 요소에 의하여 가격이 결정되는지를 이해할 수 있는 연구이다. 그러나 한 도시 내에서도 주택이 위치한 구역에 따라 그 가격이 크게 영향을 받을 것이라 짐작할 수 있다.

본 연구에서는 기존의 연구와는 달리 도시중심과의 거리를 중요한 설명변수로 도입하여, 도시중심 및 도시 외곽지역 중 어떤 지역이 주택가격 상승기에 특히 가격 상승률이 높았는지를 검증하고자 하였다. 미국의 경우 도시 중심에서 주택가격 상승률이 높았으며 도시중심지역 거주민의 소득이 낮을수록 주택가격 상승률이 높았다는 연구결과가 있는데, 이러한 결론이 한국의 상황에 마찬가지로 적용되는지 검증해 보고자 하였다.

실증분석 결과, 주택가격 상승기인 2005년~2012년 상반기의 주택가격 상승은 도시 중심에서 먼 지역일수록 높게 나타났다. 이는 미국의 결과와 상반되는 결과로 주택가격 상승기에 항상 도시 중심에서의 상승률이 높은 것이 아니라는 점을 밝혔다. 또한, 주택가격의 경우 정책의 영향을 많이 받는바, 서울 외곽의 경기도 지역에 신도시 개발에 따른 가격 상승 때문에 도시 외곽일수록 주택가격 상승률이 높다는 결과가 나왔을 것이라 가정하고 수도권 지역을 제외하고 분석을 다시 하였다. 그럼에도 불구하고, 서울, 경기도 및 인천 지역을 제외한 지역에서도 해당 시기 동안 도시중심에서 거리가 멀수록 주택가격 상승률이 높게 나타났다.

II. 선행연구

1. 해외 주택가격 및 CBD거리에 관한 연구

Glaeser et al. (2012)에 의하면 미국의 경우, 1996-2006년 주택가격 상승기에 MSA Level에서는 따뜻한 지역일수록, 교육수준이 낮을수록, 인구밀도가 낮을수록, 기존 주택 가치가 높을수록 가격상승이 극적으로 나타났다. 한편 더 세분화된 단위인 Zip Code Level에서는 가격 상승기에 도시 중심에서 가까울수록 주택가격이 상승하였다. 더 나아가 도시 중심에서 가격이 상승한 정도는 중심 지역 소득이 낮을수록 크게 나타났다. 즉 1996년에서 2006년 사이 주택가격이 크게 상승하였고, 그 정도는 도시중심에서 가까울수록 컸으며 도시중심의 가격 상승률이 큰 정도는 해당 지역의 도시중심 거주자의 소득이 낮을수록 크게 나타났다는 것이다.

그 이유를 1) 고소득계층이 저소득층이 거주하는 주거지역에 점진적으로 모여드는 현상인 주택고급화현상 (gentrification)으로 설명하기도 한다. 주로 재개발, 재건축 등과 같은 도심재개발에 의해 진행되며 주택고급화(gentrification)에 따라 저소득층 지역은 중산층과 고소득층에 의해 점유되면서 질적, 환경적으로 상당한 변화를 겪게 된다. 혹은 그 이유를 2) 도시 중심이 빈곤한 경우 고용인구가 도시 중심에 밀집되어 있는 정도가 특히 높았고, 이는 도시 중심 위주의 가격 상승을 가져왔을 것이라 설명하기도 한다. 3) 도시 중심에 빈곤이 만연할수록 도시 중심의 주택가격 상승에도 불구하고 공급 측면에서의 대응이 약하였기 때문일 수도 있고 4) 더 많은 연구가 필요하지만, 도시 중심이 제공하는 대중 교통 등의 도시 편의시설의 경우 소득이 낮은 계층에게 더 큰 효용을 주기에 빈곤은 편의시설이 잘 갖추어져 있을수록 도시 중심에 집중되어 있었고 이러한 도시 편의 시설은 주택가격이 급등하는 시기에 더욱 중요한 가치를 갖게 되었다는 가설을 제시하기도 한다.

[표1] Zip Code Level Regressions of Housing Price Changes

	Price Growth, 1982- 1989	Price Growth, 1996- 2006
Log Dist CBD(zip code)* Income-Distance Gradient 1990(MSA)-Demeaned	-0.104*** (0.0348)	-0.191*** (0.0457)
Log Med Inc(zip code)*Log Distance CBD(zip code)- Demeaned	0.00491 (0.00752)	-0.0024 (0.01070)
Log Distance to CBD(zip code)	-0.0132** (0.00526)	-0.0380*** (0.00804)
Log Median Income, 2000 Census (zip code)	0.0777*** (0.0227)	-0.136*** (0.0237)
Percent BA or Higher, 2000 Census (zip code)	-0.0254 (0.0354)	0.0839** (0.0352)
Owner-Occupied Single-Family Share of Housing Units, 2000 Census (zip code)	-0.138*** (0.0273)	-0.0152 (0.0317)
Log Population Density, 2000 Census (zip code)	0.00539* (0.00289)	-0.00417 (0.00410)
Constant	-0.428* (0.230)	2.286*** (0.247)
Observations	3,342	3,342
R-squared	0.95	0.938

자료: “Housing Booms and City Centers” , Glaeser et al. (2012)

한편, Schelling(1971)와 Guerrieri, Hartley and Hurst(2011)는 소득수준이 유사한 사람들이 모여 산다고 하였다. 소득수준에 따른 인구 구성이 바뀔 가능성은 주택이 제공하는 자체 가치에 대해 지나치게 낙관적으로 예측할 경우 발생한다고 주장한다. 즉, 지나치게 낙관적인 잘못된 예측이 주택 수요자들에게 지금 소득수준이 낮은 인구가 주로 거주하는 지역이 주택고급화 될 시기가 임박했다고 믿도록 하여 그 시기가 곧 도래할 것이라 기대하게 만들고 따라서 특히 주택가격 상승률이 높아지는 결과를 가져온다고 한다.

2. 국내 주택가격 및 CBD거리에 관한 연구

국내의 주택가격 상승 혹은 주택가격 결정요인과 관련되는 연구로는 이용만, 이상한(2004)이 그랜저 인과관계 및 공적분 검정을 통해 금리와 임대료가 주택가격의 결정 원인임을 밝혔으며, 최윤아, 송병하(2006)는 평당 주택가격에 높은 상관관계를 갖는 요소를 분석하였는데 지역변수, 평형, 평균평수, 주차대수, 도로 접근성, 녹지율 등이 주택가격과 상관관계를 갖는다고 분석한 바 있다. 문규현(2010)은 주택 및 전세가격 변화율의 변화에 대하여 살펴보기 위해 분산분해를 실시한 결과 주택매매가격 변화율의 변화 중 약 50%가 주택전세가격 변화율의 변화에 의한 것이라고 하였다. 이 박스콕스 모형을 사용해 주변지의 물리적 환경이 주택매매가격에 미치는 영향을 추정한 결과 사유지 비쾌적성으로 대표되는 주변지의 환경은 주택 매매가격을 하락시키는 가장 중요한 변수로 작용하고 있다고 밝혔다. 구경민, 정다운, 김홍순(2009)에 의하면 주택규모와 단지규모가 클수록 주택가격이 상승하며, 뉴타운 사업의 경우 주변지역에 긍정적인 외부효과를 가져와 자산가치를 상승시킨다는 인식은 일반화 하기 어렵다는 것을 확인하였다. 장영재 (1993)에 의하면 양호한 교육환경이 아파트 가격 상승에 기여한다고 하였으며 최열, 권연화(2004)에 의하면 위계선형모델 분석시 고정효과로 우수대학 진학률이 유의한 요인이었으며 임의 효과의 경우 교육환경특성이 유의미한 변동을 가져온다고 하였다.

CBD거리를 변수로 사용하여 국내 주택가격에 대해 연구한 경우는 강충구, 정창무(2001)이 있으며, 한계교통비의 변화가 도심으로부터의 거리와 주택가격에 미치는 영향을 파악하고자 한 것이다. 서울시 6개구 13개동 개별 아파트를 대상으로 1994년도, 1998년도 2001년도의 3개 년도를 대상으로 분석하였다.

[표2] 서울시 13개동 아파트 특성가격함수의 추정

변수명	1994	1998	2001
	-13269	-10309	-8082
평형	12.54	14.32	11.34
층	34.82	38.74	29.63
경과연도	6.49	4.98	3.89
세대수	0.05	0.04	0.04
교육 질	3.95	4.34	5.52
도심 거리	-29.76	-43.43	-46.31
지하철역	5.48	29.88	17.42
위치	158.14	154.6	152.21
한강조망	24.55	17.46	24.69
결정계수	0.91	0.9	0.93

자료: 주택가격결정요인의 경제적 가치 변화에 관한 정태적, 동태적 연구, 강충구 et al. (2001)

분석결과 도심으로부터 1km 떨어질수록 1994년에는 2900만원, 1998년에는 4300만원 2001년에는 4600만원으로 주택가격이 하락하는 것으로 나타났다. 1998년과 2001년 사이의 지불용의 가격 변화폭이 감소한 이유는 교통비의 변화에 대한 충격강도가 낮아졌기 때문인 것으로 판단된다고 분석하고 있다. 교통비의 상승은 도심으로부터의 거리에 따른 주택가격차이를 크게 한다고 분석하고 있다.

Ⅲ. 연구 방법

1. 사용한 데이터 설명

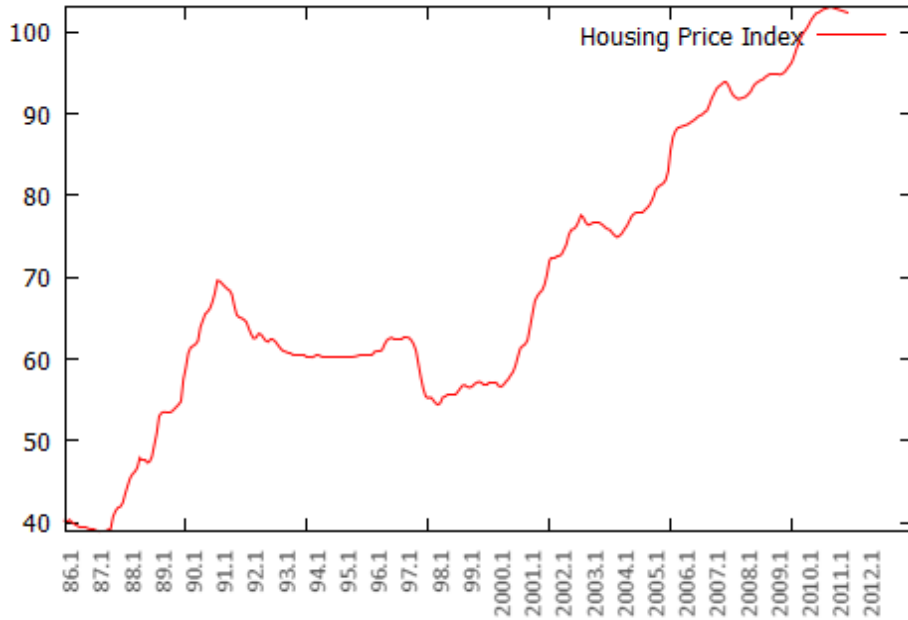
1.1 지역별 주택가격 지수

전국 주택가격지수의 경우 1986년부터 이용 가능하나, 세부 구역인 ‘구’ 단위의 데이터는 2003년 이후부터 집계되어 있다. 이에 2003년 이후부터 주택가격이 상승한 시기인 2005년에서 2012년 상반기까지의 데이터를 이용하여 본 연구를 수행하였다. 주택가격 급등기인 1987년~1991년, 2000년대 초의 경우는 구별 통계자료를 구하기 어려워 그 이후인 2003년 9월 이후의 기간만을 본 연구의 대상으로 하였다. 따라서 2005년 2월부터 2012년 5월까지의 전국적인 주택가격 상승기를 중심으로 살펴보겠다.

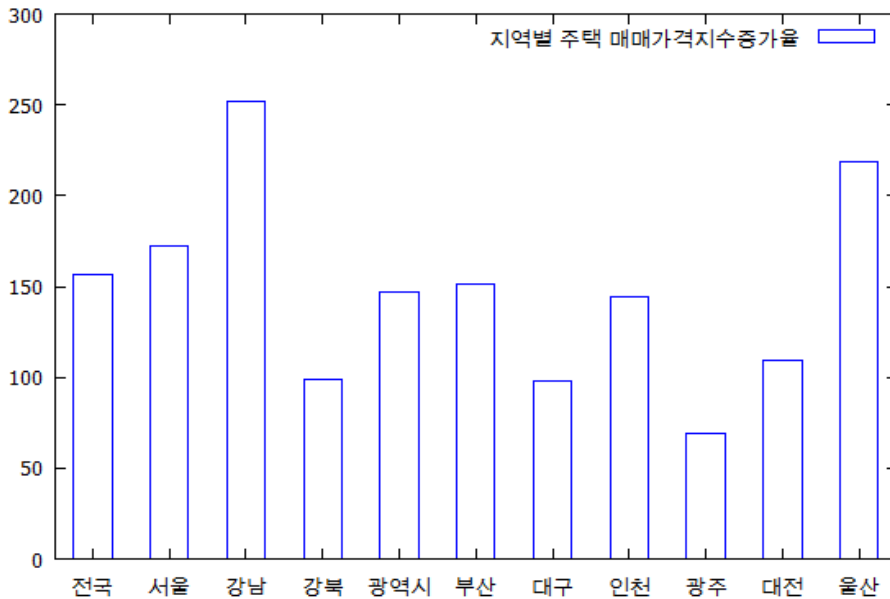
자료는 부동산 통계정보시스템의 전국 주택가격 동향 조사 자료를 사용하였다. 본 자료는 전국 263개 시군구의 거래 가능한 아파트, 단독주택, 연립주택(임대 제외)을 대상으로 표본을 선정하고, 선정된 표본에 대해서 전문조사원들의 현장조사를 통해 표본의 실거래가격 사용 또는 유사표본의 실거래가격을 반영하여 만들어진 것이다. 표본은 층화이단집락추출법, 확률비례추출법을 사용하였다고 하며 표본 규모는 아파트 14,334호 연립주택 2646호, 단독주택 2227호이며 주택가격에 영향을 주는 주택 특성 변화 및 멸실 등의 사례 발견 시 동일조건의 유사주택으로 교체하는 방법을 사용하였다고 한다.

[그림 1]의 1986~2012년 전국 주택 매매가격 지수를 보면 27년에 걸쳐 2011년 6월 기준 지수가 40에서 103까지 약 155% 상승하였다. 서울의 경우 약 172% 상승하였으며 그 중에서도 강남지역은 252.5% 상승하였으나 강북지역은 99% 상승하였다. 6개의 광역시는 동 시기 147.4% 상승하였으며 구체적으로 부산은 151.5%, 대구는 97.8%, 인천은 144.5%, 광주는 69.1%, 대전은 109.6%, 울산은 218.5% 상승하여 지역별로 큰 차이를 보인다.

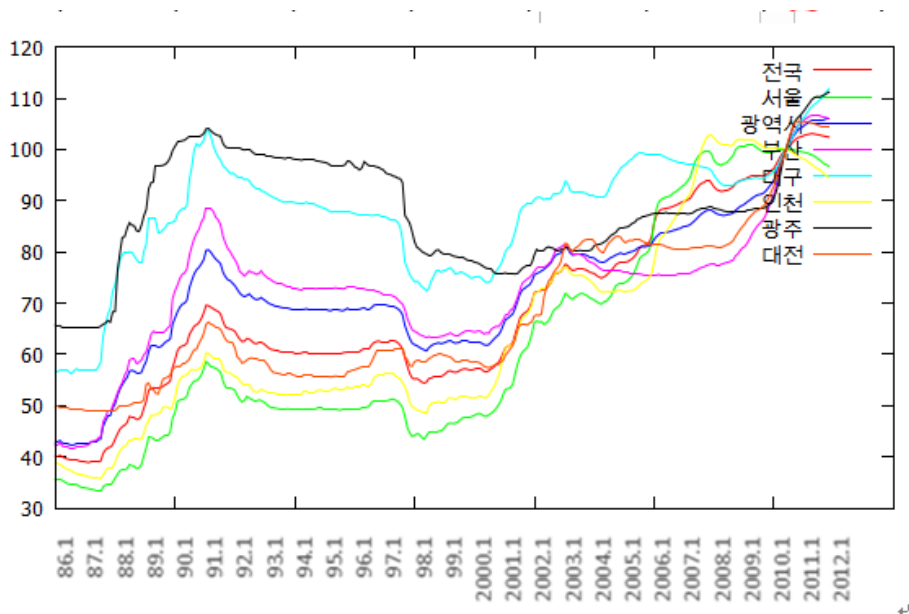
[그림 1] 1986~2012년 전국 주택 매매가격지수
(2011년 6월=100 기준)



[그림 2] 지역별 1986~2012년 주택 매매가격 상승률



[그림3] 1986~2012년 주택 매매가격지수 추이
(2011년 6월=100 기준)



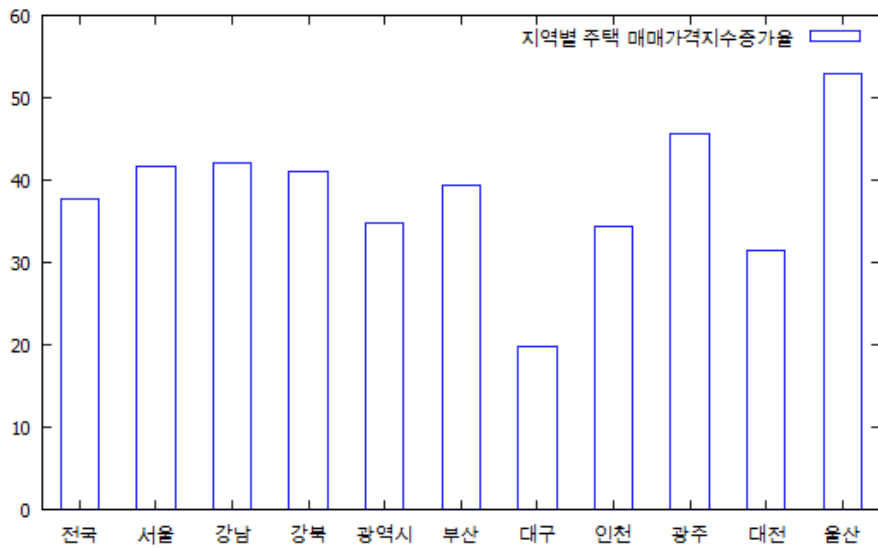
한편, 구 단위 통계가 집계 가능하며 지속적으로 높은 주택가격 상승률 추이를 보인 기간인 2005년부터 2012년 상반기까지의 주택 매매가격 지수를 자세히 살펴보면 다음과 같다.

해당 시기 동안, 전국 주택 매매가격지수는 37.6% 상승하였고, 서울은 41.7%, 그 중에서도 강북은 41% 강남은 42.1% 상승하였으며 경기지역은 38.6% 상승하여 수도권은 39.4%로 광역시의 34.8%의 상승률 보다 높았다. 수도권 및 광역시를 제외한 기타지방의 경우 해당 기간 동안 31.8%상승하여 상대적으로 낮은 상승률을 보였다. 광역시를 구체적으로 살펴보면, 부산 지역은 39.3%, 대구는 19.7%, 인천은 34.4%, 대전은 31.4%, 광주는 45.5%, 울산은 52.9% 상승하여 지역마다 편차가 있었다.

[그림 4] 2005.01~2012.05 전국 주택 매매가격지수 추이



[그림 5] 지역별 2005.01~2012.05 주택 매매가격지수 상승률



1.2. 도시중심(CBD)의 정의

도시중심지까지의 거리가 주택가격에 어떠한 영향을 미치는지를 검증하기 위해서는 도시중심에 대한 정의가 필요한데, 한국의 경우 미국의 경우와는 달리 도시중심이 명확하지 않은 지역이 다수 존재한다. 따라서 도시 중심과의 거리와 주택가격 상승률에 관한 연구 수행을 위해서는 무엇보다도 도시중심을 식별하는 작업이 선행되어야 한다.

도시 중심지 식별을 위해 기존 연구에서 널리 사용된 지표 혹은 데이터로는 사업체수, 인구, 고용, 지가, 통행량과 같은 지리적 상호작용 등이 있다. 한편 전명진(1995), 허윤경, 이주영(2009)에 의하면 인구는 지속적인 분산에 의해서 중심지 식별에서 지표로서의 적절성이 떨어지고 있다고 한다. Giuliano and Small(1991)은 주변보다 총 고용 밀도가 높은 구역을 중심으로 보았고, 노희순 등(2004)은 통행 자료를 바탕으로 단위 지역의 유입력과 영향력을 계산한 후 표준점수가 상위 20%인 지역을 중심지로 선택하였고 허윤경, 이주영(2009)은 고용밀도, 인구밀도, 지가의 표준점수가 2 이상인 동을 중심지로 식별하였다.

미국의 CBD를 가장 잘 설명하는 변수가 무엇인지 분석을 한 Giuliano and Small(1991)의 논문에 따르면, Employment Density(Employment/Acre)와 CBD와의 거리는 correlation이 0.5로 1% significance level에서 유의미하다고 하였다. 또한 고용밀도만으로 CBD까지의 거리를 69%나 설명한다고 하였다. 따라서 본고에서도 기존 연구에서 일반적으로 많이 도입하는 개념이자 Central Business District를 가장 잘 표현해 줄 수 있는 개념이라 생각되는 ‘고용밀도(면적당 고용인구)’를 기준으로 도시 중심을 정의하여 보았다.

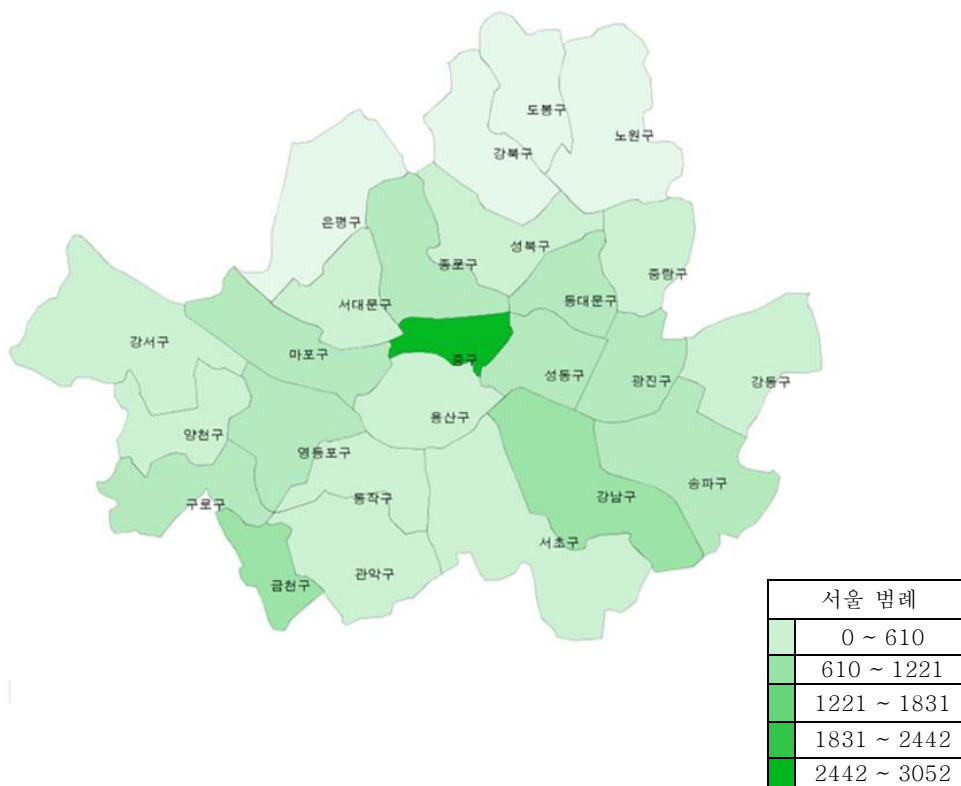
그 결과 중구가 서울에서는 명동 부근이 도시 중심이었으며, 부산 역시 남포동이 위치한 중구가 도시 중심이었다. 울산의 경우 울산시청 및 상삼동이 위치한 남구, 대구는 동성로가 위치하고 시청이 위치한 중구, 대전은 둔산동이 위치하고 시청이 위치한 서구, 광주에 광주시청이 위치한 서구가 도시 중심으로 나타났다. 면적당 사업체수를 대상으로 도시중심을 정의해 보더라도 똑같은 결과가 나왔다.

위 정의에 따른 결과는 일반적으로 논의되는 서울의 CBD(Central Business District)와 일치하였으며, 각 특별시 및 광역시의 도시계획에서 도시중심을 언급한 경우도 위 내용과 같았다는 점에서, 시청 주변의 중구, 부산의 광복동 주변의 비즈니스 지구, 대구의 동성로, 대전의 둔산동이 속한 서구, 울산은 삼상동이 속한 남구를 도시 중심으로 정의하는 것은 무리가 없는 정의로 보인다. 다만 광주의 경우는 일반적으로 변화가라 불리는 지역인 충장로가 속한 동구와 차이가 발생하였으며, 이는 광주의 시청이 동구에서 서구로 이전하였으며 사업체는 서구에 집중되어 있었다는 점을 감안하여, 일관성 유지를 위해 면적당 사업체수가 가장 높은 구인 서구로 정하였다.

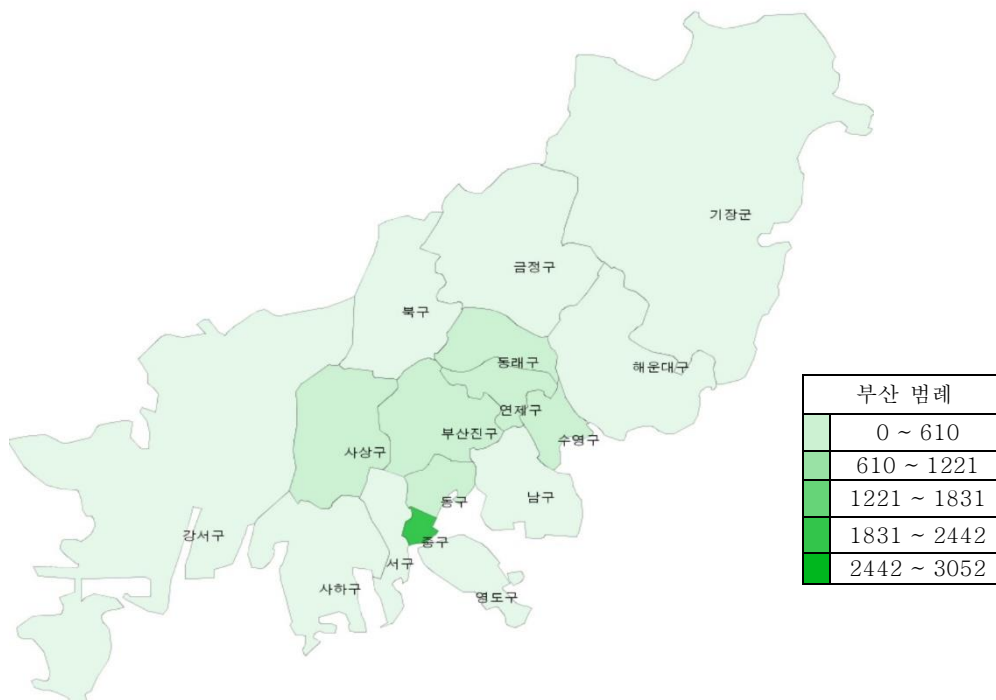
[표3] 고용밀도로 정의된 지역별 CBD

특별시 및 광역시	CBD
서울	중구
부산	중구
대구	중구
대전	서구
광주	서구
인천	동구
울산	남구

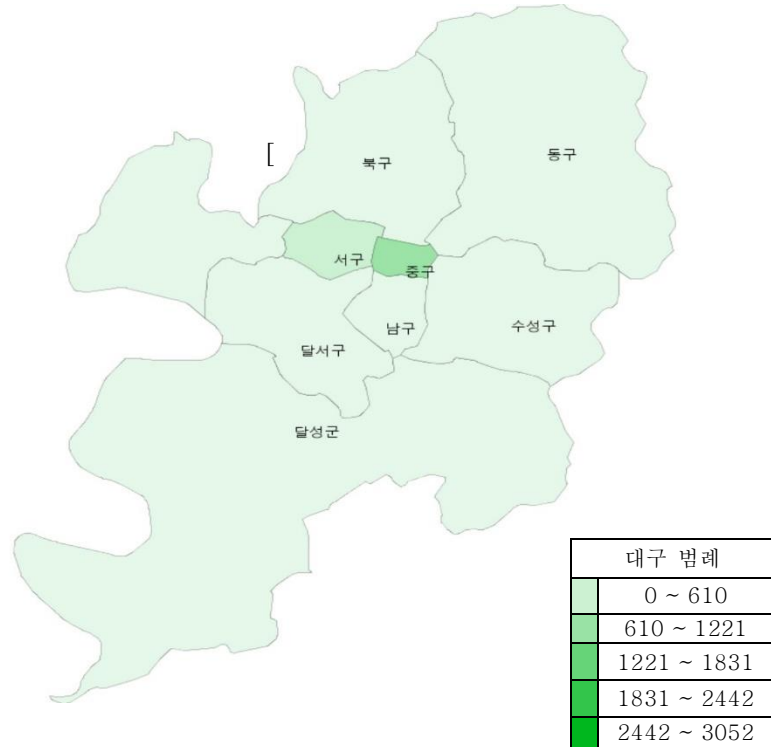
[그림 6] 서울지역 CBD-서울 중구



[그림 7] 부산지역 CBD-부산 중구



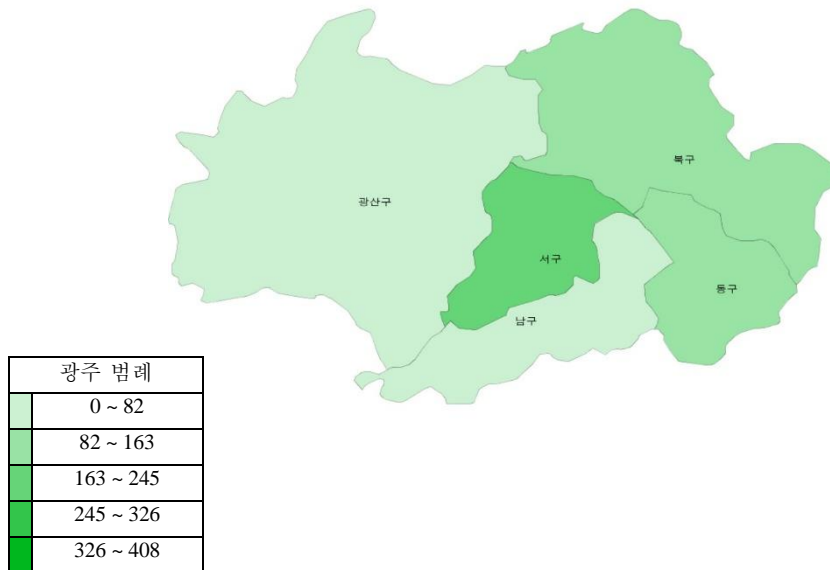
[그림 8] 대구지역 CBD-대구 중구



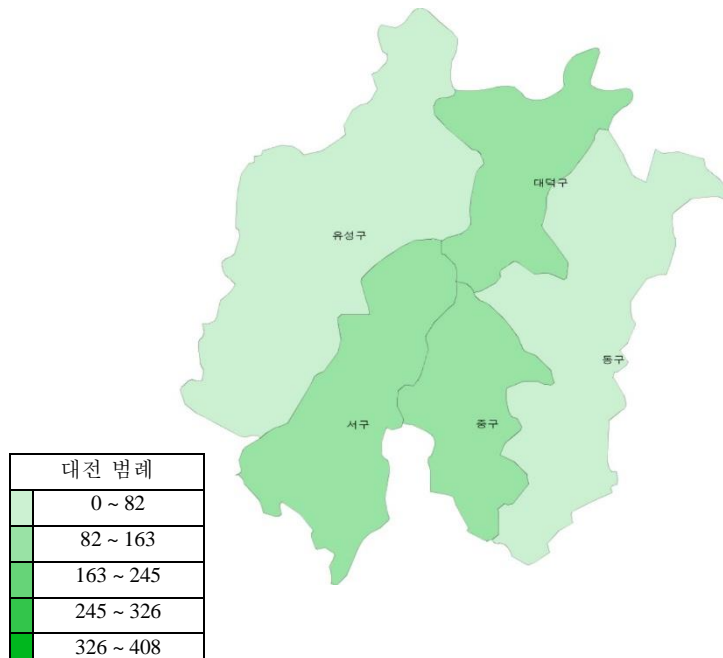
[그림 9] 인천지역 CBD-동구



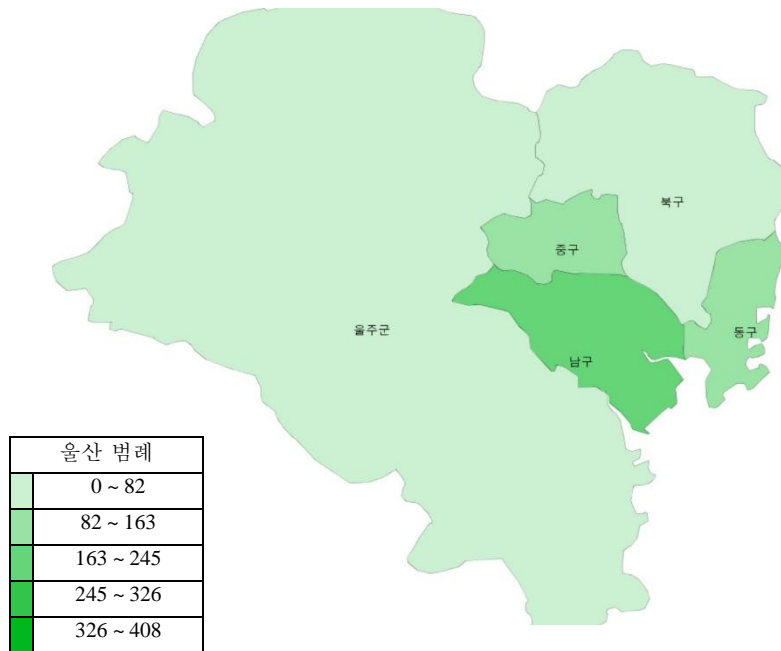
[그림 10] 광주지역 CBD- 광주 서구



[그림 11] 대전지역 CBD- 대전 서구



[그림 12] 울산지역 CBD- 울산 남구



한편, 주택가격 지수 통계는 최소 구 단위로 시작되기 때문에, 거리 측정을 위해서는 한 지점을 정할 필요가 있었다. 이에, 한 구 안에서도 일반적으로 구간 거리를 측정하는 기준에 따라 구청을 기준으로 거리를 측정하였다. 즉, 서울 및 경기 지역의 경우 중구를 중심으로 각 구까지의 거리를 측정하였는데, 중구 안에서도 기준은 중구청을 기준으로 삼아 GIS에서 측정할 수 있는 예상 최단거리를 데이터로 이용하였다. 본 논문에서 사용한 도시 중심과 각 구청과의 거리 측정을 위해서 NGIS(국가 GIS 통합 포털), 서울시 GIS, SGIS(통계지리정보서비스) 와 네이버 지도 및 구글 지도 서비스를 이용하였다. 이는 CBD로 정의된 구의 구청 및 해당 구의 구청을 잇는 최단거리를 자동적으로 측정해 주는 방식으로, 최단거리로 지나갈 수 있는 거리를 파악한 후, 각 거리의 길이를 합하는 방식으로 나오는 결과값이다.

1.3. 소득 대리변수

소득의 경우 구별 소득이 공개된 지역과 공개되지 않은 지역이 존재하여, 통일성을 부여하기 위해 간접지표라 할 수 있는 구별 건강보험료를 소득지표로 사용하였다. 건강보험료의 경우 지역가입자와 직장 가입자로 나누어져 있으며, 직장가입자의 경우 보수월액*보험료율로 계산되며, 따라서 자영업자 등을 제외한 직장인의 실제소득을 가장 잘 반영하고 있는 변수라 할 수 있다. 지역가입자의 경우, 보험료 부과점수*부과점수당 금액을 통해 보험료를 산정하는데, 월 보험료는 소득, 재산, 생활수준, 경제활동참가율 등을 참작하여 부담능력을 점수로 표시한 보험료부과점수에 점수당 금액('13년 172.7원)을 곱하여 산정한다. 지역가입자의 경우 보험료 산정에 고려되는 요소가 다양하기 때문에 직접적으로 소득을 대변한다고 보기 어렵다고 판단하여, 본 논문에서는 직장가입자만 대상으로 한 직장가입자 월 보험료 통계를 이용하였다.

구별 소득이 공개된 지역의 소득 자료의 경우 소득구간별 비율로 공개되어 있는 바, 최고 소득 구간인 '500만원 이상' 구간이 차지하는 비율과 건강보험료 자료의 correlation을 측정해 본 바, 0.9043으로 나와 높은 상관관계를 보임을 알 수 있다. 따라서 소득의 간접지표로 사용하는데 큰 무리는 없어 보인다.

[표4] 구별 소득과 구별 건강보험료 correlation

	500 만원 이상 비율	건강보험료
500 만원 이상 비율	1.0000	
건강보험료	0.9043	1.0000

1.4. 인구밀도, 대졸자 비율

한편, 그 외에도 Glaeser의 논문에서와 같이 인구밀도, 대졸자 비율을 도입하여 미국의 연구결과와 한국의 결과가 유사한지 혹은 다른지를 확인해 보고자 하였다. 인구밀도와 대졸자 비율은 KOSSDA, 국가통계포털의 구별 데이터를 사용하였다. 다만, 구별 자기소유주택비율은 구할 수 없어서 본 연구에서는 도입하지 못하였다.

2. 광역도시통계권의 설정

현재 우리나라는 17개의 광역자치단체 (1 특별시, 6 광역시, 1특별자치시, 8도, 1특별자치도)와 227개의 기초자치단체(74시, 84군, 69자치구)라는 행정구역을 단위로 사용하고 있다. 행정구역을 통계자료로 해석하면 왜곡을 일으킬 여지가 있는데, 서울특별시와 주변 경기도 지역, 부산광역시와 김해시 및 양산시 등의 경우는 하나의 경제 단위로 작동하고 있는 경우가 많기 때문이다.

본고에서는 행정구역상의 도시가 가지는 통계상의 왜곡을 교정하기 위하여 미국이나 영국 등에서 사용하는 개념인 광역도시통계권(MSA; Metropolitan Statistical Areas)을 사용하고자 하였다. 이에 김동수 et. al (2008)에서 MSA 지정을 위해서 이용한 방법을 그대로 도입하였다.

김동수 et. al (2008)에 따르면, 미국의 경우 중심도시는 인구규모 5만명 이상, 인구밀도가 적어도 1,000명/mile²이어야 하며, 주변 카운티의 경우 중심도시에 인접한 카운티 중에서 통근율이나 역통근율이 25%인 경우는 중심도시 MSA로 편입시켰다고 한다. 영국은 고용밀도 2.12/ha 이상, 인구 2만명이상의 지방자치구역을 노동의 흐름에 따라 SMLA로 정의하였으며, 취업률로 계산한 중심도시와의 연계성과 주변도시의 도시성이 15% 이상인 경우는 중심도시의 SMLA로 편입하였다고 한다. 일본은 1970년부터 인구 10만명 이상의 중심도시의 경우 농가 비중이 25% 미만이어야 하며, 주변지역에서의 통근율 5% 이상 혹은 500명 이상이면서 농가비중이 25% 미만인 경우 중심도시의 FUR로 설정하였다고 한다.

이러한 각 국의 SMSA(Standard Metropolitan Statistical Areas) 설정 기준에 준하여 한국의 경우도 한국의 현실에 맞게 구역을 설정하고자 하였으며, 따라서 김동수 et. al (2008)에서 규정한 바와 같이 중심도시는 인구 5만명 이상의 특별시 또는 광역시로 규정하였고, 주변도시는 중심도시에 인접한 인구밀도 100명/km²이상의 지역 중 중심도시로의 통근 및 통학률이 주변도시 기준 10% 이상이거나 중심도시에서 주변도시로의 통근 및 통학률이 주변도시 기준 10% 이상인 지역으로 설정하였다. 자료는 2005년 인구주택 총조사를 기준으로 하였으며, 김동수et al(2008)의 연구에 따르면 그 결과는 [표5]과 같다.

이에 서울지역의 경우 경기도를 하나의 광역도시통계권으로 설정하여도 무리가 없을 것이라 판단하였으며, 부산의 경우 김해와 양산시를 포함시켜 하나의 광역도시통계권으로, 대구는 경산시를 포함시키고 대전은 논산시 및 계룡시를, 광주는 나주시를 포함시켜서 분석을 하였다. 다만, 울산 및 인천의 경우는 주변 도시가 존재하지 않는 것으로 결과가 나왔기에 단독으로 분석하였다.

[표5] 한국 광역도시통계권의 설정

중심도시	주변도시
서울권	성남시,의정부시,안양시,광명시,부천시,고양시,과천시,구리시,남양주시,군포시,의왕시,하남시,용인시,파주시,김포시,광주시,양주시,포천시
부산권	김해시, 양산시
대구권	경산시
대전권	논산시, 계룡시
광주권	나주시
울산	
인천	

자료: 산업연구원 연구보고서 제530호 “광역도시통계권 설정을 통한 지역경제 분석”

[그림 13] 광역도시통계권(MSA)



3. 실증분석 모형설정

주택매매가격 상승률을 종속변수로 한 다음 다음과 같은 회귀식을 가정한다.

$$\text{Price Growth Rate} = \alpha + \beta_1 \ln(\text{distance to CBD}) + \beta_2 \ln(\text{income}) + \beta_3 \ln(\text{density}) + \beta_4 \ln(\text{percentage of BA}) + \beta_5 \ln(\text{distance to CBD}) * \ln(\text{income}) + \varepsilon$$

Price Growth Rate: 2005년 1월~ 2012년 5월까지 주택 매매가격 상승률

distance to CBD: 도시중심에서 해당 구 구청까지의 거리

income: 각 구별 가구당 소득

density: 각 구 인구밀도

percentage of BA: 각 구 대졸자 비율

ε : 오차항

본고에서 가장 중점을 두고 살핀 변수는 β_1 으로, 이 값이 미국의 경우와 마찬가지로 음의 값을 보이는지 여부를 중심으로 살펴보고자 하였다.

6개 광역시 및 인천, 경기도, 서울을 포함하는 수도권을 기본으로 위에서 분석한 주변도시를 포함시킴으로써 광역도시통계권을 기준으로 104개의 구 및 시의 통계를 이용하여 회귀분석을 하였다.

Breusch-Pagen test를 시행한 결과 귀무가설을 기각하지 못해 이분산성의 문제는 없는 것으로 보이나, non-linear dependency의 존재 등 다른 가능성에 대비하기 위하여 Robust Standard Error를 사용한 OLS Regression을 하였다. Robust Standard Error Regression, Breusch-Pagen test에 대해서는 각각 Appendix 1과 Appendix 2에서 자세하게 다루었다.

IV. 연구결과

1. 주택매매가격 상승률과 도시중심과의 관계

결과는 [표6]과 같다. Log소득*Log도심과의 거리 변수를 넣어 회귀분석을 하여 소득과 거리의 관계를 통제하여 주고자 하였다. 한국의 결과는 2005년~2012년 상반기의 기간 동안 전반적으로 주택가격이 상승하였다는 측면은 미국과 같으나, 회귀분석 결과는 많은 차이점을 보였다. 먼저 CBD까지의 거리 coefficient가 양수로 나왔다. 즉, 거리가 먼 지역이 더욱 높은 상승률을 보였다는 것이다. Log도심과의 거리의 coefficient가 146.4842이기에, 도시중심까지의 거리가 두 배 늘어나면 log2가 0.69이므로, 주택가격 상승률이 약 101.07log points 증가하며 이는 1% 수준에서 유의미하다.

[표6] 구단위 2005~2012년 주택매매가격 상승률 회귀분석 결과

	Price Growth, 2005~2012
Log 소득*Log 도심과의 거리	-12.8239*** (4.148713)
Log 도심과의 거리	146.4842*** (46.50426)
Log 소득	70.99076*** (13.88437)
Log 대졸자비율	-14.07607** (5.744868)
Log 인구밀도	3.71573 (1.031901)
Constant	-757.227*** (147.3853)
Observations	104
R-squared	0.2800

①*** p<0.01, **<0.05, *p<0.1 괄호 안은 standard error를 의미

① Glaeser et al.와는 달리 Log Dist CBD(zip code)* Income-Distance Gradient 1990(MSA)-Demeaned의 변수가 들어가지 않았다. 이는 국내 통계의 경우 MSA단위가 너무 적어 각각에 대하여 Gradient를 구한다고 하더라도 이를 평균해 차감하는 형식이 큰 의미를 갖기 어려워 보였기 때문이다.

한편, 소득은 coefficient가 70.99076으로 나와 소득이 두 배 높은 지역이 가격 상승률이 48.98 log points 높으며 이는 1% 수준에서 유의미하다. 대출자 비율은 낮은 곳이 오히려 가격 상승률이 높아 대출자 비율이 두 배 높은 곳이 가격 상승률은 9.71 log points 낮았으며 이는 5%수준에서 유의미하다. 인구밀도의 경우 위 회귀분석상으로는 유의미한 변수가 아니었다.

미국의 경우 R-squared 값이 0.938로 매우 높아 설명력이 높았으나, 한국의 데이터로 회귀분석을 한 결과는 R-squared 값이 0.2800로 낮아 미국의 경우보다는 위 변수들이 갖는 설명력이 낮았다.

2. 지역별 분석 결과

모형 설정상의 문제 외에, 미국과는 정 반대로 주택가격 상승기에 도시중심에서 먼 지역일수록 주택가격 상승률이 높은 현상의 원인을 이해하기 위하여 구간을 나누어 생각해 보았다. 즉, 지역을 나누어 같은 방법을 반복해 보았다. 특히, 한국주택가격 상승기에 경기도 지역을 중심으로 한 신도시 개발 등의 영향으로 인하여 서울 외곽 주택가격 상승률이 전국의 도시 외곽 주택가격 상승률에 미치는 영향이 크다고 판단하여, 인천을 포함한 경기도 및 서울을 제외한 나머지 6 개 광역시를 대상으로 회귀분석을 해 보았다.

그 결과 [표 7]와 같이 마찬가지로 도시중심까지의 거리와의 coefficient 가 양의 값을 보였다. 따라서 서울 및 경기도를 제외한 지역도 마찬가지로 도시 중심에서 멀어질수록 주택가격 상승률이 높아지며, 광역시 6 개 도시의 경우 도시 중심에서 두 배 멀어질수록 주택가격 상승률이 95.46log points 높아졌으며 이는 5%수준에서 유의미하다. 따라서 주택가격 상승기인 2005 년에서 2012 년 상반기 사이 도시중심에서 멀수록 주택가격 상승률이 증가한 것은 서울, 경기도, 및 6 개 광역시에서 발생한 전국적 현상이었다고 볼 수 있다. 한편, 소득이 두 배 증가하면 매매가격이 58.85 log points 상승하였으며,

타 지역은 10내외의 값을 보였으나 광주지역의 경우 -200을 초과하여 광주지역의 Gradient가 지나치게 큰 영향을 미쳤다. 대신 Log 소득*Log 도심과의거리 부분을 통해서 소득과 거리와의 관계 통제 하도록 하였다.

대졸자 비율은 두 배 늘어나면 14.50 log points 하락하였다. 인구밀도가 유의미하지 않은 것은 수도권을 포함한 경우와 같다.

[표 7] 수도권 제외 구단위 2005~2012 년 주택매매가격
상승률 회귀분석 결과

	Price Growth, 2005~2012
Log 소득*Log 도심과의 거리	-12.20298** (5.828027)
Log 도심과의 거리	138.3594** (65.71253)
Log 소득	85.25275*** (13.57683)
Log 대졸자비율	-21.02071** (8.474589)
Log 인구밀도	1.745481 (1.852825)
Constant	-878.6049*** (145.4746)
Observations	42
R-squared	0.3706

*** p<0.01, **<0.05, *p<0.1 괄호 안은 standard error를 의미

3. 주택 전세가격 분석 결과

주택 매매 가격뿐만 아니라 주택 전세가격을 대상으로 마찬가지로 회귀분석을 실시할 경우 어떠한 결과가 나올지도 검증해 보고자 하였다. 전세제도는 한국에서만 찾아볼 수 있는 독특한 방식으로, 최근 주택가격의 경우 매매가격은 하락하고 있지만 전세가격은 상승하고 있는 등 반드시 전세가격과 매매가격이 같은 양상을 보이지는 않기에 도시중심과의 거리와 주택 전세가격과의 관계를 살펴보는 것도 의미가 있을 것이라 판단하였다.

검증결과 [표8]에서 볼 수 있듯이 매매가격과 마찬가지로 전세가격 역시 도시중심과의 거리와 전세가격 상승률이 양의 coefficient를 가짐으로써 도시중심과 멀어질수록 전세가격 상승률이

높았다. 즉, 도시중심에서 두 배 멀어질수록 전세가격 상승률은 82.27 log points 높았으며 이는 5%수준에서 유의미하였다. 소득이 두 배 증가하면 1% 유의수준에서 전세가격이 36.86 log points 상승하였으며 전세가격에서는 대졸자비율과 인구밀도는 유의미하지 않았다.

[표8] 구단위 2005~2012년 주택전세가격 상승률 회귀분석 결과

	Price Growth, 2005~2012
Log 소득*Log 도심과의 거리	-10.13976* (5.963012)
Log 도심과의 거리	119.2459** (66.79369)
Log 소득	53.43742*** (17.52148)
Log 대졸자비율	-5.261728 (6.752374)
Log 인구밀도	-0.093956 (1.185039)
Constant	-550.4989*** (187.8234)
Observations	104
R-squared	0.2845

*** p<0.01, **<0.05, *p<0.1 괄호 안은 standard error를 의미

4. Stepwise Regression을 통한 설명 변수 추가

R-square가 0.2800로 상대적으로 낮다고 판단하여 추가적인 설명변수를 도입하고자 하였다. 이에 Stepwise Regression을 이용하여 설명변수를 추려 내었다. 자세한 절차는 Appendix 3에 수록하였으며, 구 단위로 구비되어 있는 모든 데이터를 대상으로 주택매매가격 상승률에 설명력을 갖는 변수들을 추려낸 것이다. 총 38개의 추가 변수를 이용하였으며, 최종적으로 자동차 천대당 교통사고 발생건수, 출생성비, 합계출산율, 고령화 비율이 선택되었으며 총 주택수 및 교육변수인 천명당 사설학원이 의미 있는 통제변수일 것이라 생각하여 추가하였다. 이에 원래 Glaeser et al. 에서 중요하게 도입하였던 변수 4개에 더해 새로 Stepwise Regression을 통해 얻은 변수 등을 추가하여 마찬가지로

2005년~2012년 상반기 주택 매매가격 지수 상승률에 대하여 회귀분석을 실시하였다. 그 결과는 다음과 같으며 도심과의 거리가 양수임은 변함이 없음을 확인할 수 있다. 1% 유의수준에서 도심과의 거리가 두 배 증가할수록 매매가격이 97.29 log points 상승하였으며, 소득이 두 배 증가할수록 42.00 log points 상승하였다. 대출자 비율은 10% 유의수준에서 두 배 늘어날수록 매매가격은 6.48 log points 하락하였으며, 인구밀도는 1% 유의수준에서 두 배 늘어나면 매매가격이 3.73 log points 상승하였다. 출생성비는 1% 유의수준에서 두 배 증가하면 매매가격이 54.55 log points 하락하였다. 합계출산율과 고령화 비율 역시 5% 유의수준에서 두 배 늘어나면 각각 매매가격이 18.52 log points 상승하고 9.54 log points 하락하였다. 한편, 자동차 천대당 교통 사고 발생건수, 총주택수, 천명당 사설학원수는 유의미하지 않았다.

[표9] 구단위 2005~2012년 주택매매가격 상승률 회귀분석결과(추가)

	Price Growth, 2005~2012
Log 소득*Log 도심과의 거리	-12.4806*** (4.051582)
Log 도심과의 거리	141.0031*** (45.508)
Log 소득	60.88594*** (13.13288)
Log 대출자비율	-9.408548* 5.509012
Log 인구밀도	5.417944*** (1.629304)
Log 자동차 천대당 교통사고 발생건수	0.7920912 (4.631606)
Log 출생성비	-79.07314*** (20.3904)
Log 합계출산율	26.85632** (12.14593)
Log 천명당 사설학원수	-2.223807 (2.812211)
Log 총주택수	1.193635 2.754163
Log 고령화비율	-13.84816** (6.489923)
Constant	-311.1158** (179.3301)
Observations	104
R-squared	0.5019

*** p<0.01, **<0.05, *p<0.1 괄호 안은 standard error를 의미

5. 정부 정책 변화

주택가격의 경우 정부정책에 크게 영향을 받는바, 정책변수를 살펴보기로 하였다. 1990년대까지 강력하게 규제하던 그린벨트 정책을 2000년대 크게 완화하였고, 도시 외곽에 존재하던 그린벨트 지역의 해제는 도시 외곽의 개발을 가져왔다.

수도권의 경우 신도시 개발이라는 형태로 이어졌는데, 1990년대 분당, 일산, 평촌, 산본, 중동 5개 지역에 신도시 조성을 추진하였는데 이를 1기 신도시라 한다. 2기 신도시는 수도권에 성남, 판교, 화성, 동탄, 김포 등 11개소, 지방에 아산, 도안 2개소로 총 13개 사업지구에서 주택 71만2천호를 공급하고 있다. 2기 신도시는 서울도심에서 20~40km 권에 위치하며, 서울 등 주변지역과 교통체계 구축 및 쾌적한 주거환경과 자족기능을 갖추으로써 수도권의 과밀해소와 주거안정에 기여할 목적으로 추진되고 있다.

이러한 도시외곽에서의 정부중심의 개발은 이들 지역의 주택가격 상승을 예상하게 하였고, 도시 외곽에서 주택고급화현상(gentrification)이 발생하게 되는 결과를 가져왔다고 볼 수 있다. 교통의 발달과 그린벨트 해제 및 대규모 주거단지 공급으로 도심 외곽으로 인구가 급격하게 빠져나갔고, 주택가격 역시 이들 지역 중심으로 크게 상승하였다고 볼 수 있을 것이다.

[표10]그린벨트 정책 변화

1971~1979 년	1971 년 7 월 서울 주변에서 시작해 8 차에 걸쳐 지정 전국 14 개 권역, 총면적 5397 km ² (전국토의 5.4%) 초강력 규제, 구역경계 불변성 원칙 천명
1980~1997 년	과거에 지정된 그린벨트 경계선은 그대로 유지 지역 민원 의식해 구역 내 개발행위 규제 부분 완화 도시화 심화되면서 그린벨트 실효성 문제 제기
1998~2002 년	그린벨트 제도개선 협의회 운영, 특별법 제정 2000 년 시화·창원산업단지 주변(11 km ²)부터 해제 7 개 지방 중소도시권 그린벨트(1103 km ²) 전면 해제

2003~2007 년	그린벨트 풀어 임대주택 20 만 가구 공급계획 서울 은평 뉴타운 등 지역 개발사업에 선별적 해제
2008~2012 년	그린벨트 활용해 보금자리주택 150 만 가구 건설계획 그린벨트 해제를 위한 환경기준 대폭 완화
2013 년~	신규 보금자리지구 지정 중단 그린벨트에 대한 토지거래허가구역 해제 검토

6. 인구이동 및 통근통학 인구 변화

이러한 현상은 도시 외곽으로의 순인구유출 및 그에 따른 도시 중심으로의 통근 통학자 증가라는 현상을 통해서도 살펴볼 수 있다. 경기 및 인천에서 서울로 이전해 오는 인구보다 서울에서 경기 및 인천 지역으로 이전해 가는 인구가 훨씬 많았으며, 이는 부산의 경우도 경남지역으로 이전해 가는 인구가 경남지역에서 부산으로 오는 인구보다 많았다는 점에서 같다. 대구의 경우 2005년에 예외적으로 대구로의 유입인구가 더 많았으나 기타 기간에는 추세적으로 대구로부터의 유출인구가 더 많으며 이러한 현상은 울산, 광주, 대전에서도 추세적으로 순 유입인구가 줄어들고 있다는 점에서 유사하다고 할 수 있다. 인구 유출과 함께 중심도시로의 통근 통학인구는 증가하였는데, 이는 서울, 부산, 대구, 광주, 대전으로의 통근통학인구가 추세적으로 증가하고 있음을 통해서 확인할 수 있다.

[표 11] 지역별 타 지역으로의 통근, 통학 인구

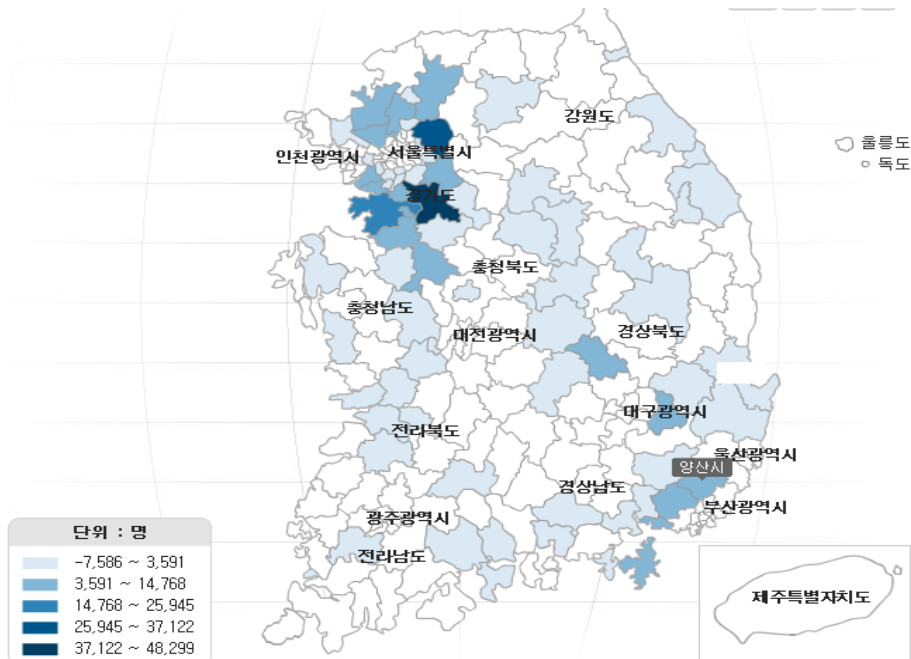
거주지=>통근통학	1990	1995	2000	2005	2010
서울=>경기, 인천	336,486	469,050	527,917	557,501	572,263
경기, 인천=>서울	669,752	958,281	1,071,924	1,157,274	1,423,573
부산=>경남	63,923	100,330	101,836	101,347	110,535
경남=>부산	32,511	48,845	51,592	62,056	77,593
대구=>경북	90,083	107,009	116,334	129,627	142,436
경북=>대구	30,452	36,041	39,697	36,931	41,675
광주=>전남	27,566	46,125	51,666	58,347	68,735
전남=>광주	26,213	27,182	28,542	21,432	22,504
대전=>충남	16,783	27,163	29,877	35,836	41,310
충남=>대전	13,944	12,284	13,232	13,813	19,086

[표 12] 지역별 순유출인구

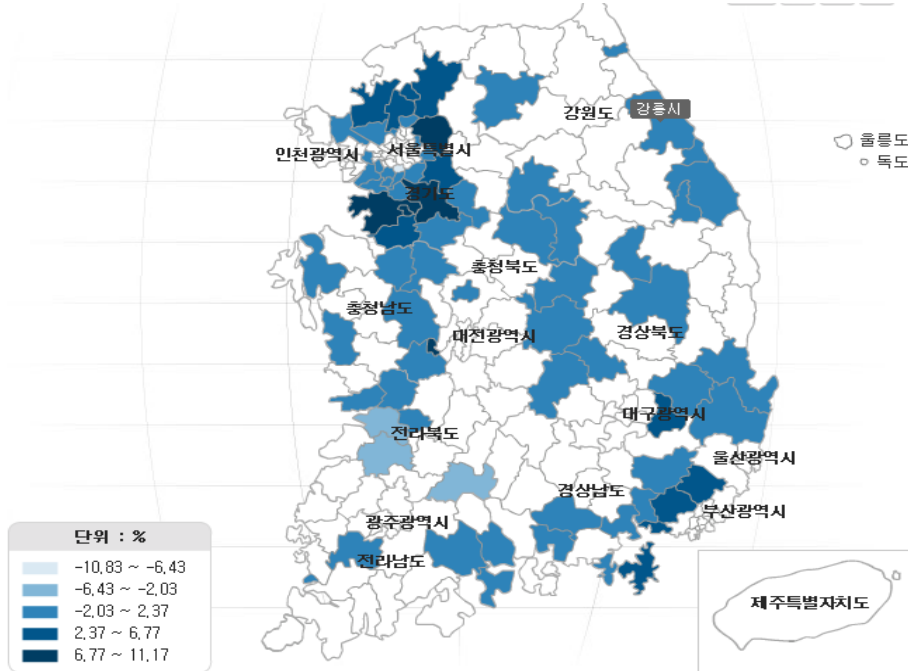
(단위: 명)

순유출인구(A-B)	1990	1995	2000	2005	2010
경기->서울(A)	439,872	359,741	428,937	455,761	456,163
서울->경기(B)	824,537	1,294,553	1,088,492	1,044,829	895,209
A-B	-384,665	-934,812	-659,555	-589,068	-439,046
인천->서울(A)	64,443	64,922	64,254	66,426	59,082
서울->인천(B)	159,876	177,537	125,119	92,689	98,386
A-B	-95,433	-112,615	-60,865	-26,263	-39,304
경남->부산(A)	155,356	99,805	85,829	78,171	72,865
부산->경남(B)	138,791	219,060	150,923	147,738	127,977
A-B	16,565	-119,255	-65,094	-69,567	-55,112
경북->대구(A)	171,862	125,501	96,764	96,677	15,478
대구->경북(B)	83,189	95,195	108,023	86,958	84,741
A-B	88,673	30,306	-11,259	9,719	-69,263
경남->울산(A)			17,999	13,460	11,042
울산->경남(B)			14,541	15,287	17,650
A-B			3,458	-1,827	-6,608
전남->광주(A)	121,883	105,332	76,960	71,293	60,206
광주->전남(B)	33,294	39,529	49,720	36,879	34,838
A-B	88,589	65,803	27,240	34,414	25,368
충남->대전(A)	66,796	69,703	43,896	43,250	38,082
대전->충남(B)	17,133	19,180	31,057	30,872	33,701
A-B	49,663	50,523	12,839	12,378	4,381

[그림 14] 지역별 순 인구이동(2005년)



[그림 15] 지역별 인구증가율(2005년)



V. 결론

미국의 결과와는 달리 한국의 경우 주택가격 상승기인 2005년~2012년의 경우 오히려 도심 중심에서 먼 지역일수록 주택가격 상승률이 크게 나타났다.

이는 모형설정상의 문제는 아닌 것으로 보이며, 정책변수가 큰 영향을 미친 것으로 보인다. 즉, 그 동안 그린벨트 지정을 통해 도시 외곽 개발을 제한해 두었으나 점차 지정을 해제하였고, 도시 외곽에 신도시 개발 등의 사업을 펼치면서 도시 외곽 중심으로 개발이 이루어졌다.

도시외곽에서 개발이 이루어짐에 따라 외곽 지역의 주택가격 상승에 대한 기대가 커졌다고 할 수 있으며, 이는 미국의 gentrification이 도심 중심에서 이루어진 것과는 달리 한국의 경우는 도시 외곽에서 이루어졌다고 볼 수 있을 것이다.

시간 경과에 따라 더 많은 시계열 데이터가 축적된다면, 더 풍부한 논의가 이루어질 수 있을 것으로 보인다. 더 많은 연구가 필요하겠지만, 도시 외곽으로의 인구이동 및 그에 따른 주택가격 상승이 충분히 일어난 이후라면, 미국의 논의처럼 도시 중심에서의 재건축, 재개발이 가속화되어 주택가격 상승 예상 및 이에 따른 도심 중심의 주택가격 상승이 일어날 수도 있을 것이다.

Appendix

1. Breusch-Pagan Test

OLS Regression을 시행하면서, 동분산성 가정에 위배되지 않는지 여부를 검증하기 위하여 Breusch-Pagan/Cook-Weisberg test를 하였다. 귀무가설은 동분산성이며 대립가설이 이분산성이다. 즉, $\text{var}(u/x_1, x_2, \dots, x_k) = \sigma^2$ 의 가정이 충족되는지 테스트 하는 절차인 것이다.

먼저 다음과 같은 식을 가정한다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \dots + \beta_k x_k + u$$

다음으로, u^2 가 동분산성의 가정을 충족시키는지 확인하기 위해서 u^2 가 설명변수들과 연관되어있는지 확인할 필요가 있다.

$$\hat{u}^2 = \delta_1 + \delta_1 x_1 + \delta_2 x_2 + \dots + \delta_k x_k + v$$

귀무가설은 다음과 같다. $\delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$

$R^2_{\hat{u}^2}$ 를 구한 후 F test를 한다.

$$F = \frac{R^2_{\hat{u}^2}/k}{(1-R^2_{\hat{u}^2})/(n-k-1)} \sim F_{k, n-k-1}$$

검증결과는 다음과 같이 Chi-square값이 매우 낮아 귀무가설을 기각하지 못하였고 이분산성의 문제는 존재하지 않는다고 판단된다.

chi2(1)	=	0.02
Prob > chi2	=	0.8777

2. Robust Standard Errors

Robust Standard Error의 경우 OLS Regression을 통해 계산된 잔차항을 다시 대입한다는 특징을 보인다.

$$E(uu') = \begin{bmatrix} E(u_1u_1) & \cdots & E(u_1u_n) \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ E(u_nu_1) & \cdots & E(u_nu_n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_n^2 \end{bmatrix} = \Sigma$$

동분산성인 경우 $E(uu') = \sigma^2 \Omega$ 이기에

$$\begin{aligned} Var(\hat{\beta}) &= Var[\beta + (X'X)^{-1}X'u] = E[(X'X)^{-1}X'uu'X(X'X)^{-1}] \\ &= (X'X)^{-1}X'E(uu')X(X'X)^{-1} = \sigma^2(X'X)^{-1}X'\Omega X(X'X)^{-1} \end{aligned}$$

에서 $Var(\hat{\beta}) = \sigma^2(X'X)^{-1}$ 가 된다. 그러나 Σ 를 정확하게 알 수 없는 경우 먼저 OLS Regression을 한 다음 잔차항을 구하고 이렇게 도출한 잔차항을 이용하여 Σ 를 구하는 방법이 있다.

$$\hat{\Sigma} = \begin{bmatrix} \hat{u}_1^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & \hat{u}_n^2 \end{bmatrix}$$

를 도출한 후, 이를 이용하여 계산하는 것이다.

$$Var(\hat{\beta}) = (X'X)^{-1}X'\hat{\Sigma}X(X'X)^{-1}$$

한편, Breusch-Pagan Test를 통해 이분산성이 없음을 확인하였으나 Breusch-Pagan Test는 error term과 변수들의 linear한 관계만 검증하였기 때문에, non-linear한 관계가 존재할 가능성에 대비하기 위하여 Robust Standard Error를 사용하였다. 동분산성일 경우 Robust Standard Error OLS는 OLS와 같아지기에 Robust Standard Error 사용에 문제는 없다고 보았다.

3. Stepwise regression

Stepwise regression은 설명력을 가진 변수를 추가하기 위해서 사용하는 기법이다. 먼저, 다음과 같은 모델을 가정한다.

$$Y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \beta_2 x_2 + \cdots + \beta_k x_k + u$$

X_j 와 Y 의 partial correlation인 $r_{YX_j \cdot (X_1 X_2 \cdots X_{j-1} X_{j+1} \cdots X_r - 1)}$ 은 다음과 같은 절차를 통해 구할 수 있다. 먼저, $e_1^Y, e_2^Y, \dots, e_n^Y$ 와 같은 잔차항을 구한다.

$$X_j = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \cdots + \beta_{j-1} X_{j-1} + \beta_{j+1} X_{j+1} + \cdots + \beta_{r-1} X_{r-1} + \varepsilon$$

의 형태로 모델을 만든 후 다시 $e_1^{X_j}, e_2^{X_j}, \dots, e_n^{X_j}$ 와 같은 잔차항을 구한다.

$$r_{YX_j \cdot (X_1 X_2 \cdots X_{j-1} X_{j+1} \cdots X_{p-1})} = \frac{\sum_{i=1}^n (e_i^Y - \bar{e}^Y)(e_i^{X_j} - \bar{e}^{X_j})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (e_i^Y - \bar{e}^Y)^2 \sum_{i=1}^n (e_i^{X_j} - \bar{e}^{X_j})^2}}$$

$$\left(\text{where, } \bar{e}^Y = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^Y}{n}, \bar{e}^{X_j} = \frac{\sum_{i=1}^n e_i^{X_j}}{n} \right)$$

다음은 변수를 추가하고 제거해 나가는 절차이다.

Step 1:

Select the variable most correlated X_{i1} 의 correlation coefficient를 살펴본 후 모델을 설정한다.

$$Y = \beta_0 + \beta_{i1} X_{i1} + \varepsilon$$

만약, X_{i1} 가 충분히 유의미하다면 위 모델을 사용하며 그렇지 않다면 $Y = \beta_0 + \varepsilon$ 와 같이 X_{i1} 부분을 제거한다.

Step 2:

partial correlation인 $r_{YX_j} * X_{i1}, j \neq i_1$ 를 구하고 $r_{YX_j} * X_{i1}$ 와 partial correlation 이 가장 큰 X_{i2} 를 찾는다. 그리고 다음과 같은 모델을 가정한다.

$$Y = \beta_0 + \beta_{i1} X_{i1} + \beta_{i2} X_{i2} + \varepsilon$$

$H_0: \beta_{i1} = 0$ 에 대응하는 partial F-value인 F_{i1} 을 도출하며 $H_0: \beta_{i2} = 0$ 에 대응하는 F_{i2} 를 도출한다.

Step 3:

가장 작은 partial F-value(F_{min})가 미리 지정된 significance level F_0 와 비교된다.

만약 $F_{min} < F_0$ 이면 F_{min} 대응하는 covariate를 제거한후 step 2로 되돌아 간다.

만약 $F_{min} = F_0$ 이면 partial correlation을 검증한다.

만약 $F_{min} > F_0$ 이면 $Y = \beta_0 + \beta_{i1} X_{i1} + \beta_{i2} X_{i2} + \varepsilon$ 를 모델로 채택한다. 이후 partial correlation을 검증한다.

,

더 이상 어떠한 변수도 추가되거나 제거될 수 없을 때 모델을 확정되게 된다.

VI. 참고 문헌

- 강충구, 정창무, 2001, “주택가격결정요인의 경제적 가치 변화에 관한 정태적, 동태적 연구”, 36(6) 대한국토 도시계획학회지 국토계획 217
- 김감영, 2011, “GWR과 공간 군집 분석 기법을 이용한 중심지 식별: 대구광역시를 사례로”, 14(3) 한국도시지리학회지 73
- 김동수, 허문구, 이두희, 2008, “광역도시통계권 설정을 통한 지역경제 분석: 도시공간구조와 지역 경쟁력을 중심으로”, 44(1) 대한국토도시계획학회 181
- 구경민, 정다운, 김홍순, 2009, “서울시 뉴타운 개발이 주변지역 주택가격에 미치는 영향 분석”, 44(4) 대한국토도시계획학회 792
- 문규현, 2010, “우리나라 아파트가격의 비대칭성에 관한 연구: 아파트매매가격 대비 아파트전세가격을 중심으로”, 23(2) 대한경제학회지 731
- 서원석, 안태선, 2010, “신도시 인접개발 특성이 아파트가격에 미치는 영향”, 16(3) 부동산학연구 57
- 장영재, 1993, “주택의 묵시적 가격과 교육의 수요”, 인제대학교 9(2): 573-584
- 전명진, 정명지, 2003, “서울대도시권 통근통행 특성변화 및 통근거리 결정요인 분석”, 대한국토도시계획학회지 38(3)
- 최열, 권연화, 2004, “위계선형모델을 이용한 교육환경이 주택가격에 미치는 영향 분석” 국토계획 39(6): 71-82
- 최윤아, 송병하, 2006, “공통주택에 영향을 미치는 주거환경 요소의 중요도 평가에 관한 연구”, 22(11) 대한건축학회 논문집 115
- Glaeser. E, Gottlieb. J, and Tobio. K, 2012, "Housing Booms and City Centers," 102(3) American Economic Review, 127
- Guerrieri, Hartley, and Hurst, 2013, Endogenous Gentrification and Housing Price Dynamics, 100 Journal of Public Economics 45
- Schelling T, 1971, “Dynamic Models of Segregation”, 1 Journal of Mathematical Sociology 143

Abstract

A Study on Housing Price and Distance to CBD

Sunyoung Lee

Economics

The Graduate School

Seoul National University

Keywords : Distance to CBD, Housing Price, Gentrification

Student Number : 2010-23024

According to Glaeser(2012), housing price experienced steeper growth in the city center. That is, the coefficient of log distance to CBD to housing price growth during 1996 to 2006 was negative.

This thesis tries to find out whether the same conclusion would apply to Korean housing market. Running OLS regression with robust error using housing price growth for 2005 to 2012 as independent variable and income, percentage of BA, density, and distance to Central Business District (CBD) as dependent variables, it was found that Korean housing market was quite different from the US market: the coefficient of log distance to CBD to housing price growth was positive.

In Korean market, housing price experienced steeper growth in the periphery of cities. Further research is needed, but government policy of abolishing green belt regulation could be one explanation. New cities were established in the periphery of cities and many people moved to new houses. This may have lead gentrification to occur around the cities, not in the center of it. And this may be the reason why the housing price growth acted opposite to the US housing market.